

## A SPEKULÁCIÓS BLÖFFÖLÉS ELLENŐRZÉSE A KIALAKULÓFÉLBN LEVŐ TŐKEPIACOKON

Szerzők tanulmányukban azt vizsgálják, hogy tapasztalható volt-e az Athéni Értéktőzsdén önmagát beteljesítő spekulációs blöffölés az 1987. VII.–1995. VI. közötti időszakban. Ebből a célból integrációs és kointegrációs tesztet alkalmaznak a részvényárfolyamindex-sorozatra és piaci alapjaira. Az eredmények azt mutatták, hogy azt a hipotézist, miszerint stochasztikus blöffölés volt jelen a vizsgált időszakban, az adatok alapján nem lehet megcáfolni. Az eredmények ezenkívül bizonyítékkal szolgálnak arra, hogy a hozamok idősorozata nemlineáris felépítésű az Athéni Tőzsdén.

A tőkepiacot olyan aukciós háznak tekinthetjük, ahol önálló (független) ügynökök találkoznak és cserélnek. Tökéletes verseny és tökéletes előre-látás esetén a tőkepiac egy szempillantás alatt kitisztul. A tipikus szabadpiac igyekszik egyensúlyt teremteni a vásárlók és az eladók között. Ez a dinamikus kereskedelmi mechanizmus arra ösztönzi az ügynököket, hogy előre jelezzék a piac várható tendenciáit. Két főbb analitikus megközelítés van: az általános elemzés, amely a makroökonómiai adatokon alapszik, és a szakmai elemzés, amely azon az elgondoláson alapul, hogy a történelem megismétlődik.

Ebben a tanulmányban az általános elemzéssel foglalkozunk, valamint azzal, hogy a beruházók hogyan reagálnak a makroökonómiai adatokra vonatkozó új információra.

Bizonyos körülmények között azonban a beruházók könnyen túlbecsülhetik az új információ jelentőségét. Ennek folytán a tőkét rövid időre a belső értékéhez viszonyítva gyakran alul- vagy túlértékelik. Ezt az eseményt nevezzük spekulatív blöffölésnek. A blöffölést a következőképpen határozhatjuk meg (Flood and Garber 1980, Tirorle 1985): „az, ami megmarad azután, hogy a piaci alapokat eltávolították az árból”.

Már régen felismerték, hogy abban a környezetben, ahol az ügynökök jövőre vonatkozó elvárásai fontos szerepet játszanak a gazdasági események alakításában (mint például a tőzsdén), felmerül az a lehetőség, hogy az elvárások ön-

magukat teljesítik be. Ennek következtében az elméleti irodalom és a népszerű pénzügyi sajtó fokozottan foglalkozik a piaci alapok és a tőzsde közötti kapcsolattal.

Ha például minden beruházó előre látja az eszköztár átértékelését a tőzsdén, akkor bizonyos körülmények között ez valóban bekövetkezhethet, még akkor is, ha (a piaci alapok által meghatározott) belső ára állandó is marad. Így az önmagukat beteljesítő elvárások bizonyos ideig felülkerekedhetnek a konkrét tényeken.

A hatékony piacra vonatkozó hipotézis (EMH) szerint minden bizonnyal szoros kapcsolat áll fenn a piaci alapok és a részvényindex között, mivel a napi részvényárfolyam minden nyilvánosan rendelkezésre álló információt tükröz a piaci alapok mozgásáról.

Ennek a jelenségnek a létezése nem nagyon általános a kialakuló tőkepiacokon, főképpen azért, mert nem hatékonyak. Ilyen piac a görög piac és az Athéni Értéktőzsde, amely nagyon változékony piac, kaotikus jellemzőkkel. (Markellos et al. 1995) Ezt az új piacot nagymértékben kiaknázzák a nemzetközi beruházók, ami jelentős hatást gyakorol mind az intézményes/szabályozási keretre, mind a beruházók beruházási stratégiájának alakulására. Ezért olyan fontos a spekulációs blöffölés tanulmányozása.

A blöffölés nyomkövetése az eszköztár abnormális változékonyságának időszakában körültekintő statisztikai munkát igényel, mert eseten-



ként pusztán véletlenül is ilyen nyilvánvaló abnormalitást mutathat a rövidebb időszakokban. (Evans, 1986). A blöffölésnek számos ellenőrzése található meg a szakirodalomban, amelyek többségét racionális elvárásokkal kapcsolatban hajtottak végre. (pl. Funke et al., 1994)

Ebben a tanulmányban ilyen önmagukat be-teljesítő spekulációs blöffölés jelenlétét vizsgáljuk az Athéni Értéktőzsdén az 1987 júliusa és 1995 júniusa közötti időszakban, amelyet bizonyos fokú érettség jellemez. A mintaidőszak azzal a hónappal kezdődik, amikor a rövid lejáratú államkötvények első sorozata megjelent. Tekintettel arra, hogy a nyolcvanas évek elejétől gyors ütemben halmozódott föl az államadósság, ezek a kincstárjegyek viszonylag magas kamatlábat értek el, s ezzel alternatív beruházás szerepét töltötték be a vizsgált időszakban egyrészt mivel kockázatmentesek voltak, másrészt mert nagy hozamot biztosítottak.

Figyelembe kell azonban vennünk a spekulációs blöffölés létezésére vonatkozó eredmények értelmezését is. Az empirikus blöffölést feltétele-sen kell értelmezni, feltételezni kell ugyanis, hogy a vizsgálatot végző személy helyesen modellezi mind a piaci alapokat, mind az ügynökök-nek a jövőbeni piaci alapokra vonatkozó elkép-zeléseit.

A kilencvenes évtized elején az Athéni Érték-tőzsde mégis nagy *boomot* élt át eszköztár és a forgalom volumene tekintetében is a nemzetközi intézményi beruházók megjelenésével.

### Szükséges és elégséges feltételek

Hamilton és Whiteman (1985) azt állítja, hogy az eszköztárra vonatkozó spekulációs blöffölés empirikus tapasztalatait úgy lehet értelmezni mint a releváns regresszióból kihagyott alapvál-tozókat. Ezzel kijelentik, hogy eszközárblöffölés csak akkor létezik, ha az eszközársorozat maga-sabb rendű non-stacionaritást mutat, mint bár-mely más alap.

Ez a tulajdonság azonban csak szükséges feltételnek tekinthető. Meese (1986) azt állítja, hogy a blöffölés hiányára vonatkozó hipotézis azt jelenti, hogy az eszközárnak és a piaci alapoknak nem szabad túlságosan messzire kerülniük egymástól. Ez az érv elégséges feltételt teremt az eszközök blöffölésmentes ármegállapításához, más szóval: az eszközárat és az alapváltozókat kointegrálni kell.

Úgy döntöttünk, hogy az általános árindexhez (s) piaci alapokként az M1 pénzügyi egyensúlyt,

a (p) fogyasztói árindexet, az (y) ipari termelési indexet – a valóságos GNP-t megközelítő érték-ként – és a háromhónapos államkötvény (I) kamatlábát vizsgáljuk. Az i kivételével minden vál-tozó logaritmikus értékű, míg a pénzellátást, az árakat és a teljesítményt szezonálisan kiigazítottuk.

Ezeket a változókat azért használjuk fel, hogy ne csak a monetáris változókat vegyük figyelem-be, de más, politikától független gazdasági vál-tozókat is, amelyeket a szakirodalom a részvény-árfolyam potenciális determinánsául javasol. (Fama 1981, Schwert 1981, Darat 1990)

### Integrációs és kointegrációs tesztek

Először a jól ismert Dickey-Fuller (1981) integ-rációs tesztet alkalmazzuk. A megnövelt Dic-key Fuller teszt (ADF) becsült képlete magában foglalja mind a determinisztikus, mind a szto-chasztikus trendet:

$$dx_t = \alpha + \beta * idő + \rho * x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i * dx_{t-i} + u_t$$

ahol x a vizsgált változó.

Az 1. táblázat a számított abszolút t-statisz-tikát mutatja be  $\rho$ -ra, egy sor eseten  $\beta$  és/vagy  $\gamma$  leszűkítését (korlátozását) követelve meg. Mind-ezeknek a vizsgálatoknak a maradéakai fehér zaj-nak bizonyultak, amikor a Box-Pierce Q-statisz-tikával vizsgáltuk őket.

Az eredmények azt mutatják, hogy nem vethetjük el az egységgyök hipotézist sem az általános árindexben (s), sem a pénzben (m), sem az árakban (p), sem a kamatlábban (I) öt száza-lékos megbízhatóság mellett, ami azt jelenti, hogy az s, az m, a p és az i mind I (1). Az egyik vizsgált piaci alap azonban (az y, vagyis az ipari termelés) stacionáriusnak bizonyult a szint-sorozatokban, s így integrálhatósági rendje I (0).

Ebből úgy tűnik, hogy az adatok teljesítik Hamilton és Whiteman szükséges blöffölési feltételét. Viszont el kell jutnunk az elégséges feltételhez is, amely az s és az egyenlő integrációs nagyságrendű piaci alapok közötti kointegrációt vizsgálja. Ha blöffölés áll fenn, akkor az eszközár és a piaci alapok messzire távolodnak egymástól, így várható, hogy nem lesznek kointegráltak.

Az 1. táblázat eredményei alapján megviz-sgáljuk az s és az {m, p, I} közötti kointegrációt, amelyről kiderült, hogy integrálhatósági rendjük egységesen I (1).



Johansen (1988) és Johansen and Juselius (1990) módszerével kiszámítjuk az autoregresszív hibakorrekciós egyenletrendszer a Gauss-féle hibával:

$$dx_t = \mu + \Gamma dx_{t-1} + \Pi x_{t-1} + Bz + u_t$$

ahol  $x$  = az  $I(1)$  változók  $[s, m, p, I]$  vektora,  $z$  = az  $I(0)$  változó  $[y]$  vektora,  $\Gamma$ ,  $\Pi$  és  $B$  pedig ismeretlen paraméterű mátrix. Az egyszer késleltetett  $dx$  értékek jelenléte a modellben általában leküzdí az autokorrelációt a maradékokban, anélkül, hogy túlságosan megnövelné a rendszer lag\* hosszúságát adott számú megfigyelés mellett.

A stacionárius viszonyok (kointegrációs vektorok) számát a hosszú távú együtthatók  $\Pi$  mátrixának  $r$  rangja adja meg.

A 2. táblázat az  $r$  meghatározására alkalmazott kointegrációs teszteket mutatja. Két statisztikát közöl: az ún. maximális sajátérték-tesztet és a nyomvonal-tesztet. Ezenkívül még két adatgeneráló eljárást írhatunk elő: az egyiknek sztochasztikus trendet mutató változói vannak, a másik változóit determinisztikus trend jellemzi. A két utolsó oszlop a kritikus értéket adja meg, amely fölött a nulla-hipotézis öt százalékos és tíz százalékos megbízhatósági szintnél elvethető.

Láthatjuk, hogy négy esetből háromban könnyen elfogadhatjuk az  $r = 0$  hipotézist. Az általános eset nyomonkövető statisztikája az egyetlen, amikor az alternatív  $r \geq 1$  nem vethető el. Ha viszont itt  $r = 1$ -et írunk elő, akkor a megjelenő kointegrációs együtthatók jele mind hibás, és az együtthatóértékek és jelek LR vizsgálata a gazdaságelmélet szerint nagy valószínűséggel elvetendő.

Ily módon azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az  $(s)$  általános részvényárfolyam-index és az egyenlő integrálhatósági rendű  $\{m, p, i\}$  piaci alapok közötti kointegráció-hiányra vonatkozó hipotézis nem vethető el az adatok alapján. Ezért nem zárható ki, hogy a vizsgált időszakban sztochasztikus blöffölés volt jelen az Athéni Értéktőzsdén.

### Következtetések és kiterjesztések

Az Athéni Értéktőzsdére mint egy kialakuló tőkepiacra vonatkozó jelen tanulmányban kimutat-

tuk, hogy a spekulációs blöffölés szükséges és elégséges feltétele nem vethető el az 1987 júliusa és 1995 júniusa közötti időszakban. Ez a jelenség sajátos típusú piaci elégtelenségnek a jellemzője. (Schiller 1981) Ezeket az eredményeket azonban óvatosan kell értelmezni. A kointegráció hiányát ugyanis a kointegrációs regresszió helytelen meghatározása is okozhatja.

A blöffölés-kutatásban a modell egyik különösen helytelen meghatározása akkor következik be, amikor a kutató pontatlanul határozza meg az ügynököknek az idősorok tulajdonságaival és a piaci alapok természetével kapcsolatos hiedelmeit. Minthogy sem a blöffölés, sem a piaci alapok közvetlenül nem figyelhetők meg, sohasem lehetünk biztosak abban, hogy a piaci alapokat megfelelően határozták-e meg.

Ha például egy másik regresszort kihagynak (amit az ügynökök észrevesznek, de az ökonometrikusok nem), s ez a regresszor non-stacionárius lefolyású, akkor robbantó hatását figyelembe veszik a kointegráló regresszió hibafeltételében, ami kointegráció hiányára vonatkozó következtetésekre vezet.

Miller és Weller (1990) például azt állítja, hogy az a jelenség, hogy az eszközár eltér a piaci alapoktól, "zintén az „autoregresszív divat”-nak tulajdonítható, amelyet a „zajongók” váltanak ki, s amely különbözik a „fájdalomdíj”-tól, amely nem áll ezek hatása alatt. Flood és Hodrick (1986) megállapítja, hogy ha az ügynökök bizonyos időközönként információt kapnak az állami politika esetleges változásairól, akkor ezek az információs források is a piaci alapok részét képezik. Tekintettel a politikai folyamatok bonyolultságára, gyakran előfordulhat, hogy a modellt helytelenül állítják fel.

Végül két fontos szempont van, amely ezeket az eredményeket más újabb tanulmányok eredményeivel összekapcsolja, s ami további kutatás tárgyát képezheti: a) A spekulációs blöffölés előidézője lehet a hozam non-linearitásának Sirlatzis és Siriopoulos (1993) szerint az Athéni értéktőzsde általános indexe esetében vagy Markelos et al. szerint (1995). b) A kointegráció hiánya előfeltétele lehet annak, hogy non-linearitás álljon fenn s és az alapjai között. (Meese és Rose, 1991)

**Tárgyszavak:** tőzsde, spekulációs blöffölés, piaci alapok, integrációs és kointegrációs teszt.

\* lag: valaminek a vége, farka, maradéka.



## ADF integrációs teszt

	trend nélkül ( $\beta = 0$ )					trend esetén ( $\beta = 0$ )				
	DF	ADF(1)	ADF(2)	ADF(4)	ADF(6)	DF	ADF(1)	ADF(2)	ADF(4)	ADF(6)
s	2.37	2.70	2.37	1.74	1.69	2.14	2.77	2.43	1.68	1.73
m	1.27	1.33	1.40	1.10	1.39	3.80	2.90	2.40	1.57	1.82
p	0.14	0.24	0.99	0.93	1.21	1.48	1.40	0.80	0.61	1.36
y	6.78	4.76	3.25	2.19	1.59	8.01	6.47	4.59	3.91	3.06
i	2.89	1.99	1.77	1.25	1.26	3.68	2.85	2.67	2.12	2.16
kritikus érték = 2,90 [ötszázalékos megbízhatósági szint mellett]						kritikus érték = [ötszázalékos megbízhatósági szint mellett]				

2. Táblázat

## Kointegrációs tesztek

A kointegrációs tér dimenziója (trend-nélkül)

Teszt	Nulla	r	Érték	5 %-os megbízhatósági szint	10 %-os megbízhatósági szint
Sajátérték	r=0	r=1	24.69	28.14	25.56
	r=1	r=2	17.05	22.00	19.77
	r=2	r=3	9.55	15.67	13.75
	r=3	r=4	0.70	9.24	7.52
Nyomonkövetés	r=0	r=1	51.99	53.12	49.65
	r=1	r=2	27.30	34.91	32.00
	r=2	r=3	10.25	19.96	17.85
	r=3	r=4	0.70	9.24	7.52

A kointegrációs tér dimenziója (általános állandó esetén)

Teszt	Nulla	r	Érték	5 %-os megbízhatósági szint	10 %-os megbízhatósági szint
Sajátérték	r=0	r=1	24.67	27.07	24.73
	r=1	r=2	16.84	20.97	18.60
	r=2	r=3	9.12	14.07	12.07
	r=3	r=4	0.36	3.76	2.69
Nyomonkövetés	r=0	r=1	50.99	47.21	43.95
	r=1	r=2	26.32	29.68	26.78
	r=2	r=3	9.48	15.41	13.32
	r=3	r=4	0.36	3.76	2.69



## Irodalomjegyzék

- Darat A. (1990), „Stock Returns, Money, and Fiscal Deficits“. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, (3), pp. 387–410.
- Dickey D. and W. Fuller (1981), „Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root“. *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057–72.
- Evans G. (1986), „A Test for Speculative Bubbles in the GBP/USD Exchange Rate“. *American Economic Review*, Vol. 76,
- Fama E. (1981), „Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money“, *American Economic Review*, 71, pp. 545–65.
- Flood R., Garber M. (1980): „Market Fundamentals versus Price Level Bubbles: The first Tests“. *Journal of Political Economy*, 88, pp. 745–70.
- Flood R., Hordick R. (1986), „Asset Price Volatility, Bubbles, and Process Switching“. *Journal of Finance*, XLI, 4, pp. 831–42.
- Funke M., Hall S. and M. Sola (1994), „Rational Bubbles during Poland's Hyperinflation: Implications and Empirical Evidence“. *European Economic Review*, Vol. 38, No 6, pp. 1257–76.
- Hamilton J. and C. Whiteman (1985), „The Observable Implications of Self Fulfilling Expectations“. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 11, pp. 247–60.
- Johansen S. (1988), „Statistical Analysis of Cointegration Vectors“. *Journal of Economic Dynamic and Control*. Vol. 12, pp. 231–54.
- Johansen S. and K. Juselius (1990), „Maximum Likelihood Estimation and Inference of Cointegration with Applications to the Demand for Money“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169–210.
- Markellos R., C. Sirlipoulos, K. Sirlantzis (1995), „A kaos vizsgálata a kialakuló tőkepiacokon és a pénzügyi menedzsment kérdései“. *Vezetéstudomány*, vo. XXVI, No. 11, pp. 13–20.
- Meese R. (1986), „Testing for Bubble in Exchange Market: A Case of Sparkling Rates?“. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 345–73.
- Meese R. and A. Rose (1991), „An Empirical Assesment of Non-Linearities in Models of Exchange Rate Determination“. *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 603–19.
- Miller M. and P. Weller (1990), „Currency Bubbles which Affect Fundamentals: A Qualitative Treatment“, *Economic Journal*, pp. 170–79.
- Schwert G. (1981): „The adjustment of Stock Prices to Information about Inflation“, *Journal of Finance*, 36, pp. 15–29.
- Shiller, R. (1981), „The use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency“, *Journal of Finance*, 36, pp. 291–304.
- Sirlatzis K. and C. Sirlipoulos (1993). „Deterministic Chaos in Stock Market: Empirical Results from Monthly Returns“ *Journal of Neural Network World*, Vol. 6, pp. 855–64.
- Tirole J. (1985), „Asset Bubbles and Overlapping Generations“, *Econometrica*, 53, pp. 1499–1528.